3 1761 09952706 1

SULLE MEDIE NORMALI

RELATIVE AL MOVIMENTO DELLA POPOLAZIONE.

Memoria del D.r GUGLIELMO LEXIS

professore di economia politica e statistica nell'Università di Friburgo (Baden).

IN UNO degli ultimi fascicoli di questa rivista il professor Luigi Rameri ha presentato sulla teoria delle medie alcune osservazioni che mi dànno occasione di spiegare più precisamente alcune idee che avevo soltanto accennate in una nota presentata al Congresso demografico di Parigi nel 1878; la quale nota potrebbe forse cagionare malintesi per coloro che non conoscono abbastanza le vere mie vedute, quali sono esposte nella mia memoria intitolata: *Teoria dei fatti collettivi* [1]. Così io sono lontano dal riguardare una media tipica come qualche cosa di sostanziale o come l'espressione di una forza coercitiva; io soltanto rivolgo le mie ricerche a indagare se nei fatti statistici vi hanno degli aggruppamenti a un dipresso distribuiti secondo che lo porterebbero le formule dedotte col calcolo delle probabilità, e che si basino su certe ipotesi. Una formula puramente empirica non ci fa trovare nulla di nuovo e non è che una più o meno comoda agglomerazione delle cifre osservate; ma quando si può dimostrare che in

[1] *Theorie der Messenerscheinungen.*

un gran numero di cifre osservate ve ne ha diverse attorno alle quali le altre si collegano secondo una formola stabilita *a priori,* si sarà fatto, a mio credere, un passo più avanti del semplice empirismo delle curve paraboliche. Non si sarà stabilita una legge, ma si sarà diminuita la complicazione dei fenomeni, sottomettendoli a vedute razionali e ad un'ipotesi plausibile. Io ho sempre combattuto l'opinione, che la probabilità matematica sia una forza o qualche cosa non dipendente o estranea ai fenomeni osservati; ed ho anzi detto [1] che l'applicazione alle cose reali della teoria matematica delle probabilità riposa unicamente sull'esperienza. Poichè l'ipotesi fondamentale di queste teorie, la supposizione di casi egualmente possibili, non corrisponde punto alla realtà. Non vi sono nella natura casi egualmente possibili, non ci sono neppure avvenimenti *possibili,* ma solo avvenimenti reali o necessari, tutti legati da una concatenazione di cause bene determinate. Ma in molti dei fenomeni collettivi, nei quali, per la nostra ignoranza, supponiamo elementi di una eguale possibilità, noi constatiamo, mediante l'osservazione, relazioni numeriche che si accordano con quelle dedotte, *a priori,* colla teoria delle probabilità. I fatti succedono allora quasi *come se ci fossero* dei casi egualmente possibili, e l'utilità di questa teoria, rispetto a tali fenomeni, consiste in ciò, che essa ci fornisce un quadro completo di gruppi e ripartizioni, quadro applicabile a fenomeni dei quali non si conosce alcun altro nesso interno. In tutti i casi nei quali troviamo un gruppo simmetrico di cifre statistiche, dobbiamo ricorrere alla formola degli errori accidentali, a meno che non supponiamo l'esistenza di una vera legge regolatrice e coercitiva, cioè legami misteriosi o piuttosto mistici, tra fatti indipendenti in apparenza.

Quételet ha dimostrato che le misure antropometriche prese sopra un gran numero d'individui sono collegate alla loro media in modo che molto si approssima alla formola degli errori accidentali. Noi ne caviamo la conseguenza che gli scostamenti posi-

[1] *Theorie der Massenerscheinungen,* pagina 15.

tivi e negativi dalla media sono cagionati da numerose influenze che agiscono con eguale facilità nel senso positivo e nel senso negativo, e così ci spieghiamo la ripartizione simmetrica delle cifre individuali, fatto incontestabile, ma inesplicabile in ogni altro modo.

Ho generalizzato da prima il procedimento di Quételet, applicandolo, non a misure *antropologiche,* ma a rapporti calcolati per centinaia ed anche per migliaia. Poichè, secondo la teoria delle probabilità, qualunque dato numerico, di qual si voglia natura speciale, il quale si ripeta con variazioni puramente accidentali, ci fornirà dei valori particolari ripartiti secondo la formola generale. Così ho calcolato per la città di Berlino il rapporto delle nascite mascoline su 1000 nascite di femmine per ciascuno dei 108 mesi del periodo dal 1865 al 1873. Trascurando l' accrescimento [1] assoluto delle nascite in questo tempo, si può osservare la media aritmetica di queste 108 cifre cioè 1055 come il valore più probabile di z, come il vero tipo della proporzione tra i due sessi che tende a stabilirsi nella città di Berlino, per quanto lo permettono le perturbazioni accidentali.

Giacchè in verità i valori particolari di z si collegano a questa media di 1055 in modo non solo simmetrico, ma conforme anche alla teoria degli errori. Ecco la ripartizione:

da 1055	a 1094 ½	si hanno	32 ½	valori di z osservati
1055	1016 ½		34 ½	id.
1094 ½	1134 ½		18 ½	id.
1016 ½	976 ½		15	id.
al di sopra di	1134 ½		4	id.
sotto	976 ½		4	id.
Totale superiori a 1055			54 ½	id.
id. inferiori a 1055			53 ½	id.

[1] Tenendo conto di questo accrescimento, la media generale diventa 1057, e si hanno allora 55 scostamenti positivi e 53 negativi.

Per la teoria delle perturbazioni accidentali vi sarebbe dalla media una distanza di

	o a $\asymp$ 39 $^1/_2$	33 $^1/_2$ valori di z
	$\asymp$ 39 $^1/_2$ a $\asymp$ 79 $^1/_2$.	16 $^1/_2$
al di là di	$\asymp$ 79 $^1/_2$	4

La distribuzione osservata è dunque perfettamente conforme alla teoria.

Si potrà quindi negare il valore reale delle medie tipiche? Non si fa un passo nella conoscenza delle cose quando si arriva a dar ragione di una simmetria che non si potrebbe altrimenti spiegare?

Quételet si è arrestato alla formola del binomio, o piuttosto alla formola esponenziale di cui la prima non è che l' espressione approssimata. Questa formola non contiene che un elemento il quale varii colla natura particolare delle osservazioni di cui si studia l' aggruppamento. Questo elemento, designato nell'esponenziale

$$e^{-h^2 x^2}$$

con h, è ciò che dicesi la *precisione* dell' osservazione, o più generalmente della determinazione della quantità in quistione. La precisione è in proporzione inversa dello scostamento probabile, cioè dello scastamento che è oltrepassato in più od in meno uno stesso numero di volte.

Basta quindi determinare questo scostamento per conoscere la precisione h ed in conseguenza la distribuzione teorica degli scostamenti particolari nel genere speciale delle nostre ricerche. In generale la precisione o il suo inverso, lo scostamento probabile, sono dati puramente empirici. Nelle ricerche antropometriche specialmente non si hanno che metodi sperimentali per determinare l'uno o l'altro di questi elementi, che costituiscono la forma della curva teorica del gruppo. Il metodo che adotta Quételet per stabilire la ripartizione teorica è forse anche un po' troppo vago. È

quasi meglio di ricercare direttamente l'errore probabile determinando dalle due parti della media le distanze che dividono in due parti uguali il numero delle deviazioni sì positive che negative, e prendere la media di queste due distanze.

Così, nell'esempio citato, si troverebbe per questo valore *mediano,* da una parte 1084 $^1/_2$ ad una distanza dalla media di 29 $^1/_2$ e dall'altra 1023 $^1/_2$ a una distanza di 31 $^1/_2$. La media di queste due distanze 30 $^1/_2$ sarebbe dunque il valore approssimato dello scostamento probabile, da cui si deduce (dividendo la costante 0.4769 per 30 $^1/_2$) la precisione $h = 0.0157$.

Questo stesso valore dello scostamento probabile si trova col metodo fornito dalla teoria dei minimi quadrati, metodo più rigoroso, ma molto più lungo, giacchè nel caso nostro convien fare la somma dei quadrati di 108 scostamenti particolari.

Ma la precisione, sia dedotta col primo metodo semplicemente empirico, sia colla formola che si fonda sui quadrati degli scostastamenti, riposa nei due casi sulle osservazioni soltanto, e si ottiene col mezzo delle quantità date, e non in seguito a considerazioni relative alla natura stessa dei rapporti osservati.

Tuttavia, e questo ci fa oltrapassare il campo delle ricerche di Quételet, ci sono dei rapporti statistici che racchiudono in loro stessi per mo' di dire la misura della loro precisione, di guisa tale che, essendo dato un solo rapporto di questo genere, se ne può indicare in precedenza e con approssimazione la forma speciale (dedotta colla precisione o collo scostamento probabile) che assumerà la riunione di un gran numero di osservazioni ripetute dello stesso rapporto. La legge del binomio o la formola esponenziale possono essere soddisfatte, qualunque sia il grado di precisione dei valori particolari, poichè questo elemento non stabilisce che la forma più o meno allungata della curva, che rappresenta la densità del gruppo. Così i 108 valori del nostro esempio avrebbero potuto, anche conformandoci alla formola esponenziale, essere ripartiti secondo i gradi di precisione 0.01 ovvero 0.1 corrispondenti a scostamenti probabili di 47.7 o 4.77. Ma questi valori di z non sono cifre asso-

lute come le misure antropometriche; sono rapporti dipendenti essi stessi dalla probabilità matematica della nascita di un maschio.

Il numero $z = 1055$ non è che un'altra espressione del fatto, che a Berlino, nel periodo indicato, il valore più probabile della probabilità di una nascita mascolina fu $\frac{1055}{1055 + 1000}$ o di 0.513.

Le osservazioni mensili forniscono dei valori più o meno approssimativi della probabilità più probabile che noi riterremo per la più vera, e il grado d'approssimazione dei rapporti particolari dipende unicamente dalla cifra delle nascite, che serve di base al calcolo di questi rapporti. Più questa cifra è grande, più la « dispersione » dei valori particolari è limitata; basta quindi conoscere la cifra base, per determinare direttamente lo scostamento probabile che si produrrà in un gruppo numeroso di valori particolari, dei quali ciascuno non è che una espressione inesatta o di una probabilità constatata o di una data funzione di essa.

Quando adunque noi sappiamo che la cifra delle nascite mensili, base dei nostri 108 valori particolari, è abbastanza costante e di 2523 in media, noi coll'aiuto di una formola semplicissima e indipendente da quella dei minimi quadrati, ne deduciamo lo scostamento probabile 28.3 che di pochissimo si allontana da quello che noi abbiamo stabilito col metodo empirico, coll'aiuto della somma dei quadrati degli scostamenti particolari.

Ora possiamo dispensarci dal calcolare un gran numero di valori particolari del rapporto che appartiene alla classe di cui ci occupiamo. Coll'applicazione del metodo dei minimi quadrati non si ha bisogno che di quindici o venti valori particolari per determinare lo scostamento probabile con una sufficiente probabilità; e se questo scostamento coincide a un dipresso con quello dedotto direttamente dalla formola summentovata, si può concludere che un più gran numero di valori particolari presenterebbe una distribuzione conforme, non solo alla formula esponenziale, ma ancora al grado di precisione *a priori* determinato colla teoria.

Con questa relazione tra la dispersione dei valori particolari (caratterizzata dal loro scostamento probabile dalla media) e il nu-

mero assoluto che serve di base al calcolo dei rapporti, si può approssimativamente determinare questa cifra assoluta per mezzo dei rapporti particolari, cioè coll'aiuto di cifre puramente relative.

Per esempio, su 1000 nascite femminili (compresi i nati morti) nel governo di Koenigsberg in Prussia, pei 24 mesi degli anni 1868, 1869, abbiamo i numeri seguenti di nati maschi:

1067 — 1111 — 1068 — 1041 — 1024 — 1055
1007 — 1037 — 1059 — 992 — 1001 — 1073
1044 — 1053 — 1098 — 985 — 1069 — 1085
1089 — 1009 — 1059 — 1058 — 1043 — 1089

Si cerca quale sia in media il numero *assoluto* di nascite mensili nel detto governo. Secondo la teoria indicata, si trova questo numero uguale a 3907, mentre che i dati della statistica danno 3426.

La differenza non pare troppo grande, sopratutto quando si consideri che alcune delle cifre assolute delle nascite mensili si scostano in modo sensibile dalla media.

Darò un'altra applicazione, più bizzarra, in verità, che pratica. Essendo date queste stesse 24 cifre dei nati maschi su 1000 femmine, si domanda quale è il rapporto π tra la circonferenza del circolo e il raggio?

Un metodo teorico per determinare lo scostamento probabile, nel quale interviene il rapporto ben noto π, ci permette di rispondere a tale domanda. E facendo il calcolo necessario, si trova nel nostro esempio: $\pi = 3.103$, invece di 3.142; facendo la stessa operazione sui 108 valori di Berlino si ha $\pi = 3.1397$ ossia 3.14.

Non sarei io giustificato da questi esempi se sostenessi che la teoria delle medie ci fa progredire nella conoscenza intima delle cose? che ci rivela relazioni teoriche tra rapporti della stessa specie, senza disconoscere l'indipendenza dei casi individuali?

Ma questa teoria ci rende ancora altri servizi. Ci fa conoscere che pochissimi sono i rapporti statistici che si comportino realmente come le probabilità matematiche, che variino cioè allo stesso modo delle espressioni empiriche di una probabilità costante.

Dividendo il numero dei morti da 0—1 anno per il corrispondente numero dei nati, parrebbe si dovesse ottenere la probabilità di morire per questa classe di età. Ma calcolando questa probabilità per venti generazioni annuali successive, si trovano variazioni che eccedono i limiti convenuti, avendo un numero medio di nascite annuali, nell'ipotesi di una probabilità costante di morire.

Altrimenti succede pel rapporto dei morti maschi al numero totale dei morti nei primi anni di vita; i rapporti variano nei limiti compatibili con l'esistenza di una probabilità costante.

Ma tra tutti i rapporti statistici, quello che più esattamente corrisponde ad una probabilità matematica è il rapporto dei nati maschi ai nati d'ambo i sessi riuniti, rapporto sul quale si fonda quello da noi indicato colla lettera z. Osserviamo i 24 valori di z per Koenigsberg; essi variano da un *minimum* di 985 ad un *maximum* di 1111, e non ostante queste variazioni abbastanza sensibili, noi possiamo ammettere che la probabilità di una nascita mascolina si è mantenuta costante in questi 24 mesi; la dispersione dei valori particolari non è più grande di quanto lo consenta il numero medio delle nascite mensili, che era di 3426; si potrebbe dire che le variazioni dei rapporti empirici sono tali, come se ciascuna ovaia contenesse germi mascolini o femminili in una proporzione costante per tutto il campo d'osservazione.

Non pretendo che sia così in realtà, ma l'ipotesi indicata spiega nel modo più semplice la dispersione dei rapporti sessuali osservati. Ho constatato l'accordo tra la teoria e l'osservazione in più migliaia di rapporti, e credo perciò poter sostenere la mia tesi di fronte alle difficoltà che il prof. Rameri solleva, invocando i rapporti sessuali delle nascite doppie. Ho già trattata *incidentalmente* questa questione nella mia teoria dei fenomeni collettivi. Ho sopra tutto fatto valere la considerazione, che una nascita doppia non potrebbe essere presa secondo il calcolo delle probabilità come due nascite indipendenti. Queste ultime si possono paragonare al caso di chi estrae una palla da due urne, nelle quali sieno palle nere e bianche nella stessa proporzione; la fecondazione doppia si può

forse paragonare al caso di chi estrae da una urna una palla alla quale ne sia attaccata un'altra, di egual colore o differente.

Se si ammette che il sesso sia virtualmente determinato al momento della concezione, appare abbastanza naturale che le due fecondazioni, producendosi in condizioni assolutamente identiche, sieno piuttosto unisessuali che bisessuali. Ed ho anche trovato nei dati della statistica di Prussia relazioni numeriche, le quali confermano pienamente la mia spiegazione ipotetica del rapporto sessuale dei gemelli; è vero bensì che in altri casi questa spiegazione esige certe modificazioni, restando sempre ferma dal punto di vista ora indicato.

Debbo ancora ricordare un'altra conseguenza della mia teoria; i rapporti statistici che potranno essere riguardati come espressioni empiriche d'una probabilità costante hanno il massimo grado di stabilità possibile, a meno che vi sieno norme o forze positive e coercitive tali da ridurre le variazioni dei valori particolari tra limiti più ristretti di quelli ammessi dalle regole di probabilità. Ma in tal caso i rapporti particolari non sarebbero più quantità indipendenti, sarebbero tra loro legati con relazioni misteriose, o sottomessi ad una vera legge esterna.

Ciò non ostante, non vi è che un numero ristretto di rapporti statistici, la cui stabilità arrivi soltanto ai *maximum* che io ho indicati; la più parte anche di quelli, di cui si ammira generalmente l'apparente costanza, restano molto addietro da questo limite.

Ciò prova, che i fenomeni collettivi non sono sottomessi a leggi che li regolino, a meno che non trattisi di leggi politiche o amministrative.

In quanto fin qui dissi non vi ha nulla di misterioso; le parole *legge, probabilità, tipo,* non ci rappresentano entità metafisiche ed oscure, e non sono che espressioni sintetiche ed abbreviate di certi fatti e relazioni. Un rapporto statistico qualunque, quello dei morti, ad esempio, da zero ad 1 anno ai nati corrispondenti, non è che un sintomo numerico che caratterizza sotto certi riguardi lo stato fisiologico ed igienico di una popolazione data in un dato

tempo. Un numero infinito di influenze e di elementi possono cagionare variazioni in questo rapporto. Può succedere che queste influenze subiscano esse stesse una certa evoluzione, secondo una determinata corrente di variazioni, di guisa che il rapporto di cui parliamo, successivamente constatato in una serie di diversi periodi d'osservazione, presenti un sensibile movimento di accrescimento o di decrescimento, o di oscillazioni periodiche. Può anche darsi che le influenze e gli elementi, da cui dipende il valore concreto del nostro rapporto, restino per un lungo periodo in un certo stato di stabilità, di guisa tale che vi sia ora preponderanza delle influenze positive (tendenti ad aumentare il rapporto dato), ora delle negative, che produrrebbero così oscillazioni irregolari attorno ad uno stato medio del rapporto. Orbene, ogni qualvolta le influenze positive e negative hanno possibilità eguale, sono numerose e la loro media intensità (misurata dai loro effetti sul rapporto variabile) resta costante, i rapporti osservati, e presi in numero abbastanza grande, si disporranno attorno alla loro media secondo la formola esponenziale, ed anche quando il numero ne sia limitato, se ne può dedurre il loro scostamento probabile con sufficiente approssimazione. In generale il modulo di precisione, da cui dipende la forma speciale del gruppo, potrà essere di qualunque grandezza, ma vi ha un *maximum* di precisione ed un *minimum* di dispersione dei rapporti che hanno il carattere speciale delle probabilità matematiche. In questi casi i valori osservati variano come i rapporti delle palle bianche a un numero di estrazioni fatte in un'urna che contenga palle bianche e nere in proporzione costante. Per tale analogia la stabilità dei rapporti statistici, anche nel suo massimo grado, cade assolutamente sotto il dominio dell'analisi razionale.

Dimostrato che le medie, sia delle misure assolute, sia dei rapporti statistici, hanno un significato veramente reale nella natura delle cose, che la teoria del collegamento attorno alla media è indispensabile per la spiegazione della distribuzione simmetrica di certi valori osservati, noi passiamo a trattare la questione della vita normale intorno alla quale io ho trattenuto il Congresso di

demografia. Anteriori mie ricerche mi aveano portato a credere, che la teoria delle medie potesse anche servire a trattare da un punto di vista più generale la grande diversità della durata della vita umana. Ma era evidente, che la vita media, nel senso ordinario, media di tutte le durate delle vite osservate in una generazione estinta, non potrebbe essere tenuta come una media tipo, la quale è caratterizzata da ciò, che essa forma il centro di densità dei casi particolari. La media ordinaria sostenuta dal Rameri avrà certo sempre la sua legittima importanza; calcolata a partire da ogni anno di età, essa è indispensabile alle operazioni matematiche relative alle assicurazioni della vita; essa inoltre presenta un riepilogo caratteristico dei fenomeni della mortalità, visti sotto un aspetto speciale. Si tratta adunque, come disse il professor Messedaglia in una seduta della Commissione centrale di statistica, «di un elemento nuovo il quale ha la sua propria significazione statistica, differente da quella dell'ordinaria vita media, e che non pregiudica l'uso che può farsi di questa.»

Il metodo scientifico esige che si introducano distinzioni là dove la natura pare abbia stabilito differenze reali. Ora io credo che giustamente si possa sostenere la tesi che la mortalità dei fanciulli ha un carattere essenzialmente diverso da quella degli adulti. Le cause di morte dei fanciulli nelle prime età si possono ripartire in tre classi: o vi ha mancanza congenita di forze vitali (deformità, atrofie, ecc.), o i fanciulli sono sopraffatti da malattie, che si possono riguardare come specificamente proprie delle prime età, quantunque non risparmino interamente le classi adulte, ovvero ancora soccombono per mancanza di forza necessaria a resistere contro le malattie che attaccano molte persone di maggior età, ma con risultati meno funesti. Prendiamo un esempio qualunque. Dal rapporto del *Registrar general* per l'anno 1875, troviamo in Inghilterra, su 282,202 morti maschi, 126,805 fanciulli al disotto di 10 anni. Di questo numero di fanciulli morti, 24,658 sono morti per vizi originari di conformazione, per inanizione, per atrofia e debolezza congenita. Appartengono specialmente alla

seconda delle tre categorie di cui si parlò, le seguenti malattie: convulsioni, diarrea, febbre scarlattina, rosalia (morbilli), crup, difterite, pertosse *(tussis convulsiva), tabes* mesenterica, encefalite, idrocefalo, scrofola, e malattie da parassiti. Ne trascuriamo molte di minore importanza, ma aggiungiamo ancora la sifilide, la quale come causa di morte non ha importanza che per i primi anni della vita. La somma totale delle morti prodotte dalle cause enumerate è di 66,980, di cui 61,968 inferiori ai 10 anni. Si hanno, in terzo luogo, le malattie acute degli organi respiratorii, la bronchite, sovratutto la polmonite, le quali sono eccessivamente pericolose pei fanciulli, quantunque non abbiano lo stesso carattere di quelle della seconda categoria; troviamo difatti, che su 55,538 morti prodotte da queste malattie, se ne ebbero 23,714 di età inferiori ai 10 anni.

Sonovi altre malattie che cercano le loro vittime principalmente in questa classe di età, come la febbre tifoidea, la febbre continua (1835 da 0 a 10 anni su un totale di 5649); ma la preponderanza ne è meno accentuata. Del resto, i tre gruppi di cause principali, da noi enumerate, rendono già conto di 110,340 morti e sono sufficienti a stabilire il carattere speciale della mortalità a quest'età. A conferma di questo noi troviamo all'età di 10-15 anni, quando si esce dalla fanciullezza, il *minimum* di mortalità. Tutti quelli che mancavano del grado normale di forza vitale attiva, o di forza di resistenza contro le malattie specifiche o generali, sono stati eliminati, e, dopo questo spoglio severo, la giovane generazione gode di un periodo di calma, non cessando però di pagare il suo tributo alla morte. Ma sonvi predisposizioni ereditarie, che molte volte non sviluppano il loro carattere funesto se non quando l'uomo ha oltrepassato l' età della pubertà; le necessità della vita, le privazioni, le malattie consumano prematuramente le forze di quelli dotati di una costituzione naturalmente debole. Per questa ragione molte cause di morte di una grande importanza non producono il *maximum* del loro effetto, nè nelle età inferiori, nè nella vecchiaia, ma in quelle appunto nelle quali l' uomo dovrebbe di-

mostrare tutto il vigore della sua vita, cioè tra i 20 e i 55 anni. Quest' osservazione è sopratutto applicabile alla tisi polmonare, questo terribile flagello dell'Inghilterra, pel quale soccombettero, nel 1875, 25,628 maschi di ogni età, tra i quali 18,366 tra i 20 e i 55 anni. Il *maximum* della mortalità prodotta da questa malattia si trova nella classe 20-25 anni, ed in media rappresenta, per anno di età, 634 morti; pel periodo da 25 a 35 questa cifra media si mantiene ancora di 608, mentre non è che di 95 per l' età da 5 a 10 e anni e di 68 per quella di 65-75 anni.

Tra le altre malattie che producono un *maximum* di mortalità alle età da 20 a 55 anni, che diminuiscono d' importanza per le classi di maggiore età, citerò ancora, sempre dallo stesso documento, e sempre pei maschi, il tifo e la febbre tifoidea (*maximum* da 25 a 35 anni), forme differenti di reumatismi (da 35 a 45 anni), l'encefalite (secondo *maximum,* dopo il periodo dei fanciulli, da 25 a 35), l'aneurisma (da 35 a 45 anni), l'epatite (da 45 a 55). Non parlo della morte accidentale che colpisce, dopo i fanciulli, la classe da 20 a 25 anni specialmente, nè dell' intemperanza che produce il *maximum* dei suoi danni tra i 35 e 45 anni.

Sonvi adunque cause di morte, la cui intensità segue a partire dall'infanzia un andamento, prima ascendente, poi discendente, non ostante il progredire dell'età. L'esistenza di questo gruppo dà, a quanto pare, un certo fondamento all'opinione, che la mortalità delle età intermedie abbia un carattere diverso tanto da quella delle prime età, come da quella della vecchiaia.

Questo carattere non è tanto pronunziato come quello della mortalità dei fanciulli, ma non credo violentare i fatti col formare di questi morti intermedii una categoria speciale. Sono essi il risultato di un altro spoglio fatto dal risvegliarsi dei mali ereditari o latenti, per la caduta delle costituzioni deboli sostenute fino allora artificialmente ecc.

L'uomo che possiede una costituzione normale ha maggior forza di resistenza, passa il periodo della vita attiva e le dure sue prove e tocca i limiti della vecchiaia. A partire di qui, il sistema

delle cause di morte subisce una nuova modificazione; le malattie preponderanti nel periodo intermedio scompaiono sempre più dalla nostra tavola; ma subentrano ad esse altri attacchi più fatali e diretti contro un organismo che si va indebolendo.

Troviamo anzitutto come causa di morte, in 12,330 casi tutti sopra i 65 anni di età, la semplice indicazione « vecchiaia ». Si può a questo numero aggiungere anche le 1314 morti prodotte da atrofia e da debolezza nelle classi di età sopra i 55 anni.

Quanto alle malattie che agiscono sulla vecchiaia quasi come cause specifiche di morte, bisogna scrivere in prima linea l'apoplessia e la paralisi; su 13,023 casi di questo genere se ne hanno 8,670 per le età da 55 a 85 anni (3626 dei quali tra i 65 e 75 anni). Il rammollimento del cervello ha 1389 vittime di età superiore ai 55 anni sopra un totale di 1873 morti causate da questa malattia. Al modo stesso le malattie diatetiche (gotta, idropisia, affezioni cancherose, ecc.) hanno per la più parte il loro massimo effetto nella classe 65-75 anni, e su di un totale di 6,622 casi 4,384 hanno luogo al disopra di 55 anni.

Le malattie di cuore mietono 13,368 persone, di cui 7634 sopra di 55 anni e 3232 della classe da 65-75 anni. La bronchite colpisce i vecchi quasi colla stessa intensità dei fanciulli; su 31,908 morti. 13,106 sono di età sotto i 5 anni e 13,476 al di sopra di 55 anni; i cinquanta anni intermedii non ne forniscono pertanto che 5,326,

I fanciulli muoiono di questa malattia per la loro debolezza originaria, i vecchi soccombono per esser venute loro meno le forze a causa degli anni.

Ecco adunque ciò che si potrebbe designare come il « sistema finale » delle cause di morte. Ma nella curva che rappresenta la densità della mortalità totale per età gli effetti di questo sistema non sono separati da quelli del sistema intermedio da un abbassamento come quello che si trova tra le età di 10 a 15 anni. Gli effetti dell'uno e dell'altro gruppo di cause di morte sono mischiati, ma possiamo renderci conto della loro sovrapposizione mediante la semplice ispezione della tavola statistica. Vi si osserva, per esem-

pio, che all'età da 55 a 65 anni la mortalità cagionata dalla tisi è già molto in diminuzione, quantunque vi sieno ancora 2138 morti per tale causa, mentre, d'altra parte, le morti per apoplessia incominciano a crescere. Sonvi anche talune malattie, tra le quali il cancro, il cui massimo è ridotto al periodo di 55 a 65, ciò che rialza di qualche poco la curva della densità nel passaggio alla vecchiaia.

Ora io pongo *per definizione:* l'uomo normale ha una costituzione tale da potere far fronte ai pericoli speciali che minacciano l'infanzia, non è affetto da una predisposizione ereditaria o organica a malattie che si sviluppano passati i limiti dell'infanzia, ha una forza fisica abbastanza grande da resistere agli attacchi delle malattie acute ordinarie. Ma questa forza normale diminuisce poco a poco quando l'uomo entra nel periodo della vecchiaia; morirà allora forse di una malattia di cui sarebbe guarito in un tempo anteriore.

Così le stesse cause possono produrre morti che appartengono al gruppo normale, o all'inferiore; ma nel primo caso trattasi di uomini che *hanno avuto* originariamente la forza normale di resistenza e che l'hanno *perduta* indebolendosi in un'età avanzata; nell'altro caso, al contrario, si tratta di individui, i quali *non hanno mai avuto* questa forza normale, e la cui vitalità è stata insufficiente fino dalla nascita. Quando un uomo muore di una bronchite all'età di 75 anni, paga il suo tributo alla mortalità normale, allo stesso modo che se morisse per un marasmo generale; ma se un uomo di trent'anni è rapito da questa stessa malattia, questo fatto va riguardato come prova di una costituzione organicamente debole.

Nelle classi di età comprese tra i 50 e i 65 anni non è possibile distinguere le morti normali da quelle che io chiamo premature. Ma a partire dal 65° anno, si possono classificare tutte le morti nel gruppo normale; ed è propriamente il fatto che è provato dalla conformità approssimativa della ripartizione osservata di queste morti e dell'aggruppamento teorico attorno al centro di densità.

Vi hanno tuttavia casi di morte, sì nell'infanzia che nell'età matura, i quali toccano ad individui che godono d'una costituzione

perfettamente normale. Non parlo delle morti accidentali che si possono avverare a tutte le età; ho sopratutto in mira le perdite che subisce l'infanzia per mancanza delle cure assolutamente necessarie, e di una nutrizione appropriata alle esigenze naturali delle più tenere età. Sonovi ancora costituzioni forti in origine, che vengono consumate prematuramente da un lavoro eccessivo, da miseria insopportabile, da vizio sfrenato, ecc.; sonvi ancora grandi perturbazioni della mortalità ordinaria cagionate da epidemie, le quali talvolta pare preferiscano inveire contro le nature più forti.

Queste cause di morte producono la diminuzione relativa del gruppo normale coll'aumento dei morti all'età dei fanciulli e delle morti premature, ma, eccezione fatta da una grande epidemia che colpisce tutte le età, esse non turbano la ripartizione del gruppo normale attorno al suo centro di mortalità.

Se questi fanciulli avessero avuto una conveniente nutrizione; se questi adulti non avessero dovuto subire privazioni eccezionali o sottostare a sforzi superiori all'età loro, avrebbero camminato parallelamentte alla parte più favorita del gruppo dotato in origine di buone condizioni vitali, ed i loro « punti di mortalità » sarebbero stati distribuiti attorno allo stesso centro di densità e secondo le stesse formole che regolano la ripartizione dei morti normali. I migliori provvedimenti economico-sociali avrebbero per conseguenza essenziale di far rientrare codesti disgraziati nella categoria a cui appartenevano per la loro naturale costituzione; ma non è che dopo un periodo abbastanza lungo di evoluzione, che questi stessi miglioramenti potranno produrre una diminuzione nella quota-parte delle costituzioni deboli e male organizzate tra i neonati.

Quanto alle epidemie, come il cholera, la peste ecc., possono senza dubbio distruggere ogni distribuzione normale di morti, ma per buona ventura non inveiscono che molto raramente nei paesi europei, e convien ritenere come eccezionali i tempi in cui esse fanno strage.

Ciò non ostante, le considerazioni fatte precedentemente non ci autorizzano a supporre *a priori* che l'osservazione debba mo-

strarci un gruppo distinto e ben caratterizzato di morti della categoria normale. Giacchè si potrebbe benissimo provare che le categorie intermedie invadono il dominio del gruppo normale in modo da nasconderlo quasi intieramente con curve di morti piuttosto premature che normali. Non vi ha che l'esperienza la quale possa decidere su questa quistione, se il gruppo normale si distingue o no in modo caratteristico nella totalità dei morti. Io, dopo accurato esame d'un gran numero di tavole di mortalità, sono d'avviso che si può risolvere questa questione con molta approssimazione al vero e nel senso affermativo.

Anche combattendo le mie vedute teoriche, bisognerebbe sempre tener conto del fatto che tutte le tavole segnano un massimo nella densità dei punti mortuari attorno alla età di 70 anni e che a partire da 60 o 65 anni si può in modo soddisfacente esprimerlo colla formola che rappresenta gli errori accidentali. È vero bensì che le tavole da me sottoposte a questa prova sono più o meno perfette, ma molto tempo ancora dovrà trascorrere, prima che si possano eseguire questi calcoli su dati numerici conformi a tutte le esigenze della scienza, e conviene intanto contentarsi dei materiali forniti dalla statistica coi suoi mezzi attuali.

L'ingegnere Perozzo ha applicato questi calcoli direttamente alle tavole dei morti in Italia, classificati per età, ed ha ottenuto risultati soddisfacenti. Cosicchè non si potrebbe negare che, astrazion fatta da qualunque veduta teorica, presenti un certo interesse il determinare nelle tavole dei morti l'ultimo massimo di densità, il numero di persone, che sorpassano questo massimo e la distanza da questo all'età nella quale la metà dei superstiti (all'età normale) è morta. Giacchè questi tre elementi sono di una utilità incontestabile per caratterizzare le condizioni vitali di una popolazione. Inoltre i calcoli dell'ingegnere Perozzo dimostrano il fatto curioso che la densità dei morti diminuisce almeno a partire dal secondo *maximum* in un modo abbastanza conforme alla formola degli errori accidentali. Ma conviene sempre tener conto, come lo ricordò il professor Bodio, in una seduta della Commissione

centrale di statistica, che l'ingegnere Perozzo ha fondato le sue ricerche sulle tavole dei morti e non su tavole di mortalità, come suppongo io nelle mie considerazioni teoriche. In un paese ove la popolazione sia crescente, i risultati ricavati da queste due specie di tavole debbono differire in modo sensibile; la tavola dei morti indicherà un gruppo normale più ristretto che quello che risulta dalla tavola di mortalità, e l'età normale si troverà nel primo caso alquanto al disotto di quella che risulterebbe dalla seconda tavola. Gli è per questa ragione che i risultati del signor Perozzo per l'Italia non sono quasi paragonabili a quelli da me ottenuti per altri paesi col mezzo delle tavole di mortalità.

In confronto con queste ultime, l'Italia pare che presenti condizioni vitali meno buone, ma ciò è più apparente che reale.

Il signor Rameri ha pubblicato recentemente tavole di sopravvivenza per l'Italia intera, distinte per sessi, e ci è dato così di determinare gli elementi della vita normale in modo da poterli paragonare a quelli che io ho calcolato per altri paesi. Ecco il numero di morti tratto dalle tavole del Rameri, ed i risultati del calcolo teorico (l'unità assunta è il migliaio).

Età	*MASCHI*	
	Morti (Tavole)	*Morti* (Teoria)
65-70	58.0	54.0
70-72	25.0	24.3
72-75	38.5	36.2
75-80	48.7	51.0
80-85	36.0	33.1
85-90	15.7	16.2
Sopra i 90	5.9	8.1

età normale [1] 72 anni;

[1] L'età normale è determinata per tentativi, procedimento che io credo in questo caso preferibile all'interpolazione. La precisione è dedotta dalle cifre dei morti da 72 a 80 anni per gli uomini e da 73 a 80 per le donne.

gruppo normale 28.9 per cento della generazione;
scostamento probabile teorico $\asymp$ 6.37 anni, secondo la tavola + 6.4 e — 6.05 anni.

Il gruppo normale proviene quindi per i tre quarti a partire dall'età di 66 anni.

Età	*FEMMINE*	
	Morti (Tavole)	*Morti* (Teoria)
65-70	60.6	53.4
70-73	39.8	36.7
73-75	27.2	24.6
75-80	51.0	53.6
80-85	38.2	36.5
85-90	16.3	17.2
Sopra i 90	7.6	8.4

età normale 73 anni;
gruppo normale 28.1 per cento della generazione;
scostamento probabile teoretico $\asymp$ 6.05, secondo la tavola + 6.2 e — 5.5 anni.

Il gruppo normale si sviluppa ancora bastantemente per tre quarti, a partire dall' età di 67 anni e mezzo.

Cosicchè il gruppo normale in Italia è in fatto un po' al disotto delle cifre che noi troviamo per altri paesi e che variano da 31.2 per cento (Baviera) a 49.6 per cento (Norvegia) per gli uomini, e per le donne negli stessi paesi da 35.2 per cento a 54.0 per cento. Ma la differenza o il disavanzo per l' Italia non è più così rimarchevole come sarebbesi potuto credere per le tavole dei morti le quali darebbero un gruppo normale del 20 per cento solamente per gli uomini, e di 22.5 per cento per le donne. D' altra parte, l'età normale si trova essere più alta in Italia che in Prussia, in Belgio, in Baviera, in Olanda ed in Svizzera; è uguale a quella

constatata in Inghilterra ed in Francia e non è oltrepassata per gli uomini che dalla Norvegia, e per le donne dalla Norvegia e dalla Svezia.

La diminuzione del gruppo normale in Italia non è che la conseguenza della grande mortalità dei bambini; il numero dei fanciulli morti, quantunque abbia il suo *minimum* già a 10 anni, comprende per i maschi il 44.8 per cento e per le femmine il 43.3 della generazione, di guisa che le morti premature non forniscono che il 26.3 per cento e il 28.6 per cento.

Senza dubbio, la coincidenza delle cifre dateci dall'esperienza con le teoriche è lontana dall'esser perfetta. Non voglio valermi della considerazione che la tavola del Rameri, calcolata su dati approssimativi, non si potrebbe riguardare come la rappresentazione assolutamente esatta della mortalità in Italia. Io piuttosto m'attengo a divergenze tra la teoria e l'osservazione, divergenze che risultano da cause costanti o specifiche di perturbazione tali da modificare la distribuzione teorica delle morti normali, la quale si basa sulle ipotesi di perturbazioni molto varie ed accidentali. Anche se il gruppo normale fosse completamente nascosto da una curva di morti dipendenti da cause speciali, io non sarei meno convinto, per mio conto, della sua verità.

Vedendo che il sesso femminile, ad un'epoca abbastanza determinata della vita, subisce una rivoluzione profonda, che annunzia la declinazione dell' organismo, trovando nei maschi di media costituzione, entro limiti d' età abbastanza prossimi, i primi indizi reali di vecchiaia e di decadenza, mi pare naturalissimo di considerare l'organismo umano, quando sia dotato di una vitalità normale (come si è più sopra definita), come un meccanismo a molla caricato perchè cammini per un tempo dato. Questo tempo non è esattamente calcolato per ogni caso individuale, subisce aumenti o diminuzioni più o meno grandi, ma d'un carattere puramente accidentale, cosicchè le leggi della probabilità debbano presiedere alla distribuzione dei casi particolari attorno ad un valore medio, che forma il centro della densità.

Quest' idea mi pare abbastanza confermata dalle cifre positive tolte dalle tavole di mortalità. In tutti i casi, io credo che sarebbe difficilissimo trovare un'altra formola che, contenendo *un solo coefficiente empirico,* rappresentasse la densità della mortalità nell'età avanzata, colla stessa facilità e collo stesso grado di approssimazione, come ce lo rappresenta la legge degli errori accidentali.